



DESVÍOS DE LA HIPÓTESIS PARIDAD DE PODER DE COMPRA Y TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO: CHILE 1986-2011*

Jorge Miranda Pinto**

I. INTRODUCCIÓN

Que la hipótesis de paridad de poder de compra (PPC) no se cumpla en el corto y mediano plazo es un puzzle macroeconómico bastante discutido. Dicha hipótesis, en su versión fuerte, sostiene que el precio de los bienes es el mismo en todas partes del mundo. Su versión débil, en cambio, toma en cuenta la existencia de aranceles de importación y costos de transacción, por lo que establece que el cambio porcentual del precio de una canasta de bienes en un país es igual al cambio porcentual de la misma canasta de bienes en el extranjero, lo cual implicaría la existencia de un tipo de cambio real (TCR) con reversión a su media de largo plazo, es decir, estacionario.

La evidencia para la economía chilena sugiere que solo en el muy largo plazo es posible encontrar evidencia a favor de la versión débil de la hipótesis de PPC (Calderón y Duncan, 2003). Sin embargo, para períodos menores de 100 años el TCR muestra un comportamiento de camino aleatorio (Délano, 1998; Céspedes y De Gregorio, 1999; Valdés y Délano, 1999), lo cual está en línea con la evidencia internacional para el período posterior a los tratados de Bretton Woods (Taylor, 1988).

Las principales causas de estos desvíos de la ley de un solo precio en el corto y mediano plazo serían rigideces nominales de corto plazo, cambios de régimen cambiario y quiebres estructurales en el tipo de cambio real (Taylor, 2002). En el caso de encontrarse quiebres en el TCR, su existencia podría afectar la manera en que se calcula el TCR de equilibrio. Si este es calculado con modelos de PPC se debe controlar por quiebre y estimar el TCR de equilibrio antes y después del quiebre. Por otro lado, si se utilizan modelos de comportamiento del TCR depende de cuál es la causa del quiebre, ya que si se encuentra que un cambio de política macroeconómica ha provocado un cambio permanente en la relación entre el TCR y sus fundamentos se tendría que considerar un nuevo modelo, posreformas, para el cálculo del TCR de equilibrio. En cambio, si se descubre que el quiebre es explicado por *shocks* permanentes en los fundamentos del TCR, el modelo de comportamiento daría cuenta por sí solo de los *shocks*.

Esta discusión sobre la dinámica del TCR y su valor de equilibrio adquiere especial relevancia en una economía abierta y pequeña como la chilena, ya que las sobrereacciones del TCR pueden provocar una asignación de recursos indeseada entre los sectores transables y no transables.

* Agradezco a Rómulo Chumacero sus valiosos comentarios para la realización de este trabajo. Doy las gracias a Rodrigo Caputo y Jorge Selaive por sus comentarios y por haber compartido sus datos. Además, agradezco los aportes de Klaus Schmidt-Hebbel, José de Gregorio, Roberto Álvarez, Juan Carlos Caro, George Vega y Eugenio Salvo. Cualquier error es de mi exclusiva responsabilidad

** E-mail: jm4bh@virginia.edu

Los desalineamientos del TCR influyen en los incentivos a exportar, en la toma de decisiones de inversión en maquinaria y tecnología importada, y en la inflación vía coeficiente de traspaso. Aguirre y Calderón (2005) encuentran evidencia para 60 países de que los desalineamientos del TCR y la volatilidad de dichos desalineamientos, medidos como desvíos en torno al valor de tendencia de largo plazo, generan efectos negativos sobre el crecimiento de la economía. Por otro lado, Engle (2009) encuentra que los desalineamientos del TCR tienen efectos negativos sobre el bienestar de la población, por lo que propone incorporar dichos desvíos en la regla de política monetaria de los bancos centrales.

Este trabajo se divide en dos partes. En primer lugar, se explora la existencia de quiebres estructurales en la trayectoria del TCR chileno que pudieran explicar los desvíos de la hipótesis de PPC en el mediano plazo. Para ello se somete el modelo de comportamiento del TCR¹ a la metodología de múltiples quiebres de Bai y Perron (1998, 2003) y, a base de los resultados del test, se usa el modelo para entender la dinámica y persistencia del TCR en el mediano plazo. En la segunda parte del trabajo se resuelve un modelo de equilibrio general dinámico y estocástico (DSGE) en una economía abierta y pequeña para explicar los resultados de la sección empírica y proponer una metodología alternativa para el TCR de equilibrio.

Los resultados muestran evidencia de un potencial quiebre estructural en el TCR entre los años 1998 y 1999. Dicho quiebre se atribuiría al nuevo esquema cambiario (flotación cambiaria) y monetario (metas de inflación) de finales de los noventa. Este cambio en las políticas macroeconómicas del país alteró la relación entre el TCR y sus fundamentos de largo plazo. También se encuentra que, para el período posterior al quiebre estructural, el TCR mostraría un comportamiento menos persistente, lo cual se explica, por un lado, por el mejor ajuste del TCR ante cambios en sus fundamentos y, por otro, por una caída en la magnitud de los *shocks* recibidos. Este hallazgo apoyaría la idea de Cuasi PPC acuñada por Hegwood y Papell (1998), en la que el TCR tendría reversión a una media de largo plazo, pero cambiante en el tiempo a causa de fuertes *shocks* en sus fundamentos. Finalmente, utilizando el modelo DSGE y como un aporte a la discusión metodológica del cálculo del TCR de equilibrio, se re proyecta el TCR de equilibrio para Chile en el período 1999-2011.

Este artículo sigue la línea de los trabajos de Calderón y Duncan (2003) y Caputo y Núñez (2008). Los primeros testean la hipótesis de PPC para Chile en el período 1810-2002, y encuentran evidencia que la sustenta a pesar de un quiebre estructural percibido el año 1973. Caputo y Núñez (2008) exploran las metodologías más usadas en el cálculo del TCR de equilibrio enfocándose en la estimación de un modelo de comportamiento (BEER²). Encuentran que, como resultado de la implementación de la regla de superávit estructural el año 2001, la relación entre el TCR y los términos de intercambio se alteró³.

El aporte de este trabajo es que a diferencia de los anteriores no se busca testear la hipótesis de PPC en el largo plazo, sino que se intenta explicar por qué existen claros desvíos de la

¹ Ver Calderón (2004); Caputo y Dominichetti (2005); Caputo et al. (2008).

² Behavioral Equilibrium Exchange Rate.

³ Los autores proponen la utilización de la serie de términos de intercambio sin minería, ya que a partir de la aplicación de la regla fiscal el efecto de los cambios en el precio del cobre sobre el TCR es mucho más acotado que antes.



hipótesis de PPC en el mediano plazo. En este sentido, se da cuenta de un quiebre estructural para el TCR entre los años 1998 y 1999 que es candidato a provocar que los tests de raíz unitaria se sesguen a rechazar la estacionariedad del TCR en muestras pequeñas (Perron, 1989).

Adicionalmente, se hacen dos contribuciones al trabajo de Caputo y Núñez (2008). Primero, se obtiene que, aun controlando por el cambio en la relación entre el TCR y los términos de intercambio encontrado por los autores, este trabajo muestra la existencia de inestabilidad del modelo de comportamiento del TCR. Segundo, se realiza una propuesta metodológica alternativa para el cálculo del TCR de equilibrio para Chile que puede ser usada para efectos de política económica.

Lo que sigue se organiza así: La siguiente sección hace una breve revisión de la literatura sobre PPC y TCR de equilibrio. Luego, se realiza un análisis empírico de la dinámica del TCR, estudiando la estabilidad del modelo de comportamiento en busca de posibles quiebres estructurales en el TCR, y la dinámica del TCR. Posteriormente, mediante la resolución de un modelo DSGE, se propone una métrica alternativa para medir el TCR de equilibrio en Chile. Finalmente, se derivan las principales conclusiones del trabajo.

II. REVISIÓN DE LA LITERATURA

1. Paridad de Poder de Compra

Para tener una visión amplia respecto a la literatura empírica sobre la hipótesis de PPC es preciso detenerse en el ya mencionado trabajo de Calderón y Duncan (2003). Los autores realizan una revisión de las distintas estrategias utilizadas en la literatura para testear la hipótesis de PPC. El principal problema que enfrentan estas estrategias es lidiar con el bajo poder de los test de raíz unitaria en muestras pequeñas para determinar si una serie es estacionaria o no, sobre todo para períodos de *shocks* persistentes (Perron, 1989; Lothian y Taylor, 1996). Una forma de tratar este problema es testear la hipótesis de PPC en períodos muestrales lo suficientemente grandes. Sin embargo, la crítica a esta estrategia es que en ventanas de tiempo muy largas los tests de raíz unitaria tienden a apoyar la evidencia de estacionariedad en el TCR, a pesar de la existencia de quiebres estructurales en su trayectoria (Hegwood y Papell, 1998). Esta inconsistencia es conciliada con el concepto de Cuasi PPC que establece que el TCR presenta reversión a una media de largo plazo cambiante en el tiempo.

Una última estrategia para testear la hipótesis de PPC es buscar la presencia de vectores de cointegración entre el TCR y sus fundamentos de largo plazo (Johansen, 1988, 1991). De encontrarse que el TCR y sus fundamentos cointegran, es posible afirmar que en el largo plazo existe una combinación lineal entre el TCR y sus fundamentos que genera un proceso estacionario, es decir, comparten una tendencia determinística.

La literatura empírica para Chile muestra que solo para períodos de más de 100 años es posible encontrar evidencia a favor de la hipótesis de PPC, no así para períodos muestrales inferiores a 100 años. Délano (1998) encuentra evidencia a favor de la hipótesis de PPC solo para el período 1810-1995, pero para el período 1910-1995 dicha evidencia desaparece. Por otro lado, Céspedes y De Gregorio (1999) y Valdés y Délano (1999) encuentran que para el período 1977-1997 el TCR no tendría reversión a una media constante.

Calderón y Duncan (2003) testean la hipótesis de PPC en el período 1810-2002 para el TCR bilateral entre Chile y EE.UU., y para el TCR multilateral entre Chile y EE.UU., y el Reino Unido. Usando test de raíz unitaria y pruebas de cointegración, encuentran evidencia robusta del cumplimiento de la hipótesis de PPC para Chile. Adicionalmente, los autores encuentran un quiebre estructural en el TCR el año 1973 atribuible al proceso de apertura comercial llevado a cabo en Chile durante los setenta. Para conciliar su principal hallazgo a favor de la PPC los autores atribuyen el quiebre estructural encontrado a un posible error en la *proxy* de TCR usada.

Lo discutible del trabajo de Calderón y Duncan (2003) es justamente la conciliación de su hallazgo de quiebre estructural con los resultados de Hegwood y Papell (1998), ya que, si bien en muestras grandes los tests de raíz unitaria gozan de mayor poder, la crítica es que encuentran evidencia de estacionariedad aun en presencia de quiebres, lo cual es económicamente incoherente. En este sentido, si se considera el quiebre encontrado por los autores como robusto, se tendría evidencia de Cuasi PPC.

Aparentemente no existe evidencia reciente que trate de evaluar la hipótesis de PPC para Chile, pero sí hay un grupo de trabajos que usan técnicas de cointegración en busca de una relación de largo plazo entre el TCR y sus fundamentos (Calderón, 2004; Caputo y Dominichetti, 2005; Caputo y Núñez, 2008). En todos ellos es posible encontrar a lo menos un vector de cointegración entre el TCR y sus fundamentos, lo cual da cuenta de que en el largo plazo la versión débil de la hipótesis de PPC es válida.

2. Tipo de cambio real de equilibrio

La discusión acerca del valor del TCR de equilibrio⁴ puede tener directa relación con la validez de la hipótesis de PPC. En el extremo, si no se encontrara sustento para la hipótesis de PPC no tendría sentido definir un TCR de equilibrio, ni tampoco intentar estabilizar al TCR en torno a él, ya que una variable no estacionaria responde de manera permanente ante *shocks* transitorios. Por otro lado, si el TCR hubiera sufrido quiebres estructurales, que determinarían la existencia de Cuasi PPC, sería necesario controlar por quiebres para el cálculo del TCR de equilibrio.

Caputo y Núñez (2008) hacen una revisión de los distintos paradigmas utilizados para el cálculo del TCR de equilibrio de mediano y largo plazo. Los tres más comunes son los modelos de PPC, los modelos de equilibrio macroeconómico (FEER) y los modelos de comportamiento entre el TCR y sus fundamentos (BEER).

Los modelos de PPC suponen que el TCR de equilibrio de largo plazo es constante e igual al promedio muestral del TCR para una ventana de tiempo determinada. En caso de encontrar quiebres, para usar esta metodología se debe particionar la muestra en el cálculo del TCR de equilibrio. El problema es la discrecionalidad en elegir el período muestral para el cálculo del TCR de equilibrio, y la posibilidad de quiebres omitidos. Otra corriente empírica para estimar el TCR de equilibrio son los modelos FEER de balance interno, los que estiman el TCR de equilibrio como aquel que es coherente con una brecha del PIB nula, un déficit de cuenta corriente sostenible y un nivel de términos de intercambio tendencial. La debilidad de esta

⁴ El TCR de equilibrio depende del horizonte de tiempo considerado. En este trabajo se hablará del TCR de equilibrio de largo plazo.



metodología es la serie de supuestos necesarios para obtener el TCR de equilibrio. Finalmente, la otra corriente metodológica corresponde a los modelos de comportamiento del TCR (BEER), los que toman en cuenta las razones para que el TCR se desvíe del valor predicho por la hipótesis de PPC, como por ejemplo el efecto del diferencial de productividades conocido como efecto Balassa-Samuelson. La debilidad de esta corriente es que es dependiente del modelo y sensible al período muestral utilizado.

Cabe destacar que estas tres corrientes metodológicas para la estimación del TCR de equilibrio carecen de significado económico en equilibrio general, ya que o son fruto de supuestos como la hipótesis de PPC o bien provienen de modelos de equilibrio parcial (FEER, BEER).

III. ANÁLISIS EMPÍRICO

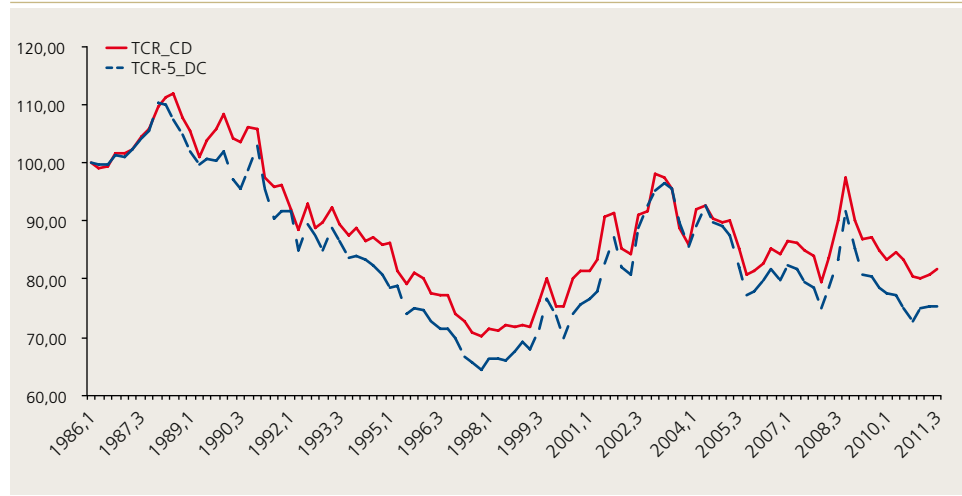
Lo primero es constatar que efectivamente no es posible corroborar la versión débil de la hipótesis de PPC en el mediano plazo. Para ello se utilizan las series de tipo de cambio real construidas por Caputo y Dominichetti (2005)⁵ en frecuencia trimestral para el período 1986-2011. Se utilizan tanto el índice TCR como el índice TCR-5. El primero es un índice que mide el precio relativo entre Chile y el resto del mundo, ponderando a cada país por su importancia en el comercio internacional chileno, mientras el índice TCR-5 refleja el tipo de cambio real entre Chile y los países industrializados (EE.UU., Reino Unido, Japón, la Eurozona y Canadá).

De cumplirse la hipótesis débil de PPC se debería observar un TCR con reversión a una media constante; sin embargo, como puede verse en el gráfico 1, el TCR chileno ha experimentado períodos de marcadas apreciaciones y depreciaciones (1990-1998 y 1999-2004, respectivamente). Cashin y McDermott (2006) encuentran una alta persistencia en la dinámica del TCR. De hecho, dan cuenta de que la vida media de los *shocks* al TCR en países desarrollados es de ocho años. Esta persistencia tiene relación directa con la magnitud y duración de los *shocks* que golpean al TCR. Un *shock* permanente en los fundamentos del TCR podría provocar cambios permanentes en la trayectoria del TCR, lo que según Perron (1989) sesga los tests de raíz unitaria a no rechazar la hipótesis nula de no estacionariedad.

⁵ Estas series corrigen el índice de precios externos (IPE) utilizados en el cálculo del TCR.

Gráfico 1

Evolución del tipo de cambio real, 1986-2011



Fuente: Elaboración propia a base de estadísticas del Banco Central de Chile y Caputo y Dominichetti (2005).

El cuadro 1 muestra los resultados de aplicar distintos tests de raíz unitaria al TCR⁶. Además de los típicos tests de Dickey y Fuller (ADF y ADF GLS) y Phillips y Perron (1988) (PP) se aplica el test de Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS), cuya hipótesis nula es de estacionariedad en torno a una tendencia determinística. Adicionalmente, se aplica el test de Zivot y Andrews (1992) (ZA) para testear estacionariedad sujeta a quiebres estructurales en media y/o en tendencia. Al igual que en la literatura previa, los resultados muestran que no es posible rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria para el TCR en el período 1986-2011.

CUADRO 1

Test de raíz unitaria, 1986-2011

Test	Estadístico	Valor crítico 5%	Resultado
ADF	-1,59	-2,89	Raíz unitaria
PP	-1,67	-2,89	Raíz unitaria
DFGLS	-1,01	-1,94	Raíz unitaria
KPSS	0,46	0,46	Raíz unitaria
ZA tend	-2,91	-4,42	Raíz unitaria
ZA media	-3,19	-4,80	Raíz unitaria
ZA media y tend	-2,91	-4,42	Raíz unitaria

Fuente: Elaboración propia.

⁶ Se muestran solo los resultados para el índice TCR. Los resultados para el índice TCR-5 son los mismos.



Como se discutió anteriormente, estos tests pierden poder en ventanas pequeñas y en presencia de quiebres estructurales. Por otro lado, en ventanas de tiempo considerablemente largas tienden a encontrar evidencia de estacionariedad aun en presencia de quiebres estructurales. A continuación, se estudia la dinámica del TCR, sobre la base de un modelo de comportamiento, para intentar explicar los desvíos de la hipótesis de PPC en el mediano plazo.

2. Quiebres en el TCR

Modelo de comportamiento del TCR

El modelo utilizado está basado en la versión transable y no transable del modelo de Obstfeld y Rogoff (1995), con la introducción de gobierno y aranceles a las importaciones (Caputo y Dominichetti, 2005). El TCR se define como el cociente entre el precio de los bienes transables y el precio de los bienes no transables. Se asume que el TCR se desvía del valor predicho por la hipótesis de PPC a causa de *shocks* en sus fundamentos, como por ejemplo el efecto Balassa-Samuelson de diferenciales de productividad entre sectores. El modelo se define como:

$$\ln(TCR_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(TI_t) + \beta_2 \ln\left(\frac{G_t}{Y_t}\right) + \beta_3 \ln\left(\frac{Z_T}{Z_{NT,t}}\right) + \beta_4 \left(\frac{PII}{Y}\right) + \beta_5 \text{Aranceles} \quad (1)$$

en el que el TCR se aproxima con las series TCR y TCR-5 construidas por Caputo y Dominichetti (2005). La variable TI corresponde a los términos de intercambio, la cual es aproximada con la serie de términos de intercambio sin minería propuesta por Caputo y Núñez (2008). La variable G/Y representa el gasto de gobierno como porcentaje del PIB, y se construye siguiendo a Calderón (2004), con datos del Ministerio de Hacienda y del Banco Central de Chile, como absorción pública⁷ sobre PIB nominal. La variable Z_T/Z_{NT} corresponde a la productividad relativa entre el sector transable y el no transable, la cual es aproximada como la productividad media de cada sector usando estadísticas de PIB sectorial y empleo sectorial⁸ del Banco Central de Chile. La variable PII/Y corresponde a la posición de inversión internacional como porcentaje del PIB en dólares, la cual fue aproximada con estadísticas publicadas por el Banco Central de Chile para ambas variables. Finalmente, la variable Aranceles representa una medida de los aranceles de importación promedios de la economía, y es aproximada con la serie de Aranceles tomada de Caputo y Dominichetti (2005). Todas estas variables se tienen en frecuencia trimestral para el período 1986.I-2011.III.

El efecto de la variable términos de intercambio sobre el TCR tiene dos canales. Por un lado, un *shock* positivo de términos de intercambio produce un efecto riqueza que presiona al alza el consumo de bienes no transables, con lo cual el TCR se aprecia. Por otro lado, dado que se abaratan los bienes importados en relación con los exportados, aumenta la demanda por bienes importados, y si los bienes no transables fueran complementos de los importados su demanda igualmente aumentaría y el TCR se apreciaría, pero si fueran sustitutos su demanda caería, por lo que el TCR se depreciaría.

⁷ Gasto corriente menos pago de intereses, más inversión real y transferencias al sector privado.

⁸ Se define como sector transable las actividades agrícolas, mineras, pesca e industria manufacturera. El sector no transable abarca todo el resto de la economía.

El efecto de la variable absorción pública sobre PIB es conocido como el efecto Salter-Swan, y funciona de la siguiente forma: un aumento del gasto público sobre el PIB tiene un efecto negativo sobre el tipo de cambio real, dado que al concentrarse fundamentalmente en el consumo de bienes no transables presiona al alza el precio de estos bienes y provoca una apreciación del TCR.

El efecto del diferencial de productividad es el conocido efecto Balassa-Samuelson, hipótesis que sostiene que una mejora de la productividad media del sector transable respecto del no transable provoca que el precio relativo de ambos bienes disminuya, pues se abarata relativamente la producción de bienes transables. Esto hace que se aprecie el TCR. Así, el signo del coeficiente de productividad relativa del sector transable respecto del no transable debería ser negativo. En el modelo teórico de dos sectores de Obstfeld y Rogoff (1995), el efecto se cumple siempre que la producción de no transables sea más intensiva en trabajo que el sector transable.

El efecto de la variable posición de inversión internacional sobre PIB es conocido como el efecto transferencia, el cual tiene un impacto negativo sobre el TCR. Los países con menores activos externos netos, es decir, con mayores pasivos externos netos, requieren de superávit comercial para poder servir la deuda, lo que implica una depreciación necesaria del TCR.

Finalmente, el efecto de los aranceles de importación tiene un impacto sobre el TCR que depende de la sustitución entre bienes transables y no transables provocada por cambios en el comercio, y de la condición exportadora o importadora neta de un país. Así, un aumento de los aranceles a las importaciones debiera generar una sustitución entre consumo de bienes importables por bienes no transables, por lo tanto el TCR se debiera apreciar. Si suponemos que predomina este efecto sustitución, el coeficiente de la variable aranceles debería presentar signo negativo.

Antes de estimar el modelo (1) se comprueba la existencia de una relación cointegradora entre el TCR y sus fundamentos. Esto debe realizarse para evitar encontrar relaciones espurias entre el TCR y sus determinantes, así como para corroborar que en el largo plazo existe una combinación lineal estacionaria entre el TCR y sus fundamentos. El cuadro 2 muestra evidencia robusta de cointegración entre el TCR y sus fundamentos, lo cual está en la misma línea de lo encontrado en la literatura previa. El test de la traza encuentra evidencia de dos ecuaciones de cointegración. Esto permitiría afirmar que en el largo plazo la versión débil de la hipótesis de PPC se cumple. Sin embargo, como se discutió antes, este resultado no explica los desvíos de la PPC en el mediano plazo. De hecho, Taylor (2002) resalta la importancia de entender los desvíos de la hipótesis de PPC en el corto y mediano plazo antes de buscar testearla en grandes muestras y para paneles de países.



CUADRO 2

Test de cointegración

Hipótesis Ecuaciones de cointegración	Estadístico de			
	valor propio	la traza	valor crítico 0,05	Valor P
Ninguna	0,36	115,30	95,75	0,00
Al menos 1	0,27	71,58	69,82	0,04
Al menos 2	0,16	40,45	47,86	0,21
Al menos 3	0,11	23,00	29,80	0,25
Al menos 4	0,08	11,44	15,49	0,19
Al menos 5	0,03	3,00	3,84	0,08

Fuente: Elaboración propia a base de Johansen (1988).

Nota: Test de la traza indica dos ecuaciones de cointegración al 5% de significancia.

En la dirección de entender de mejor manera los fallos de la ley de un solo precio, a continuación se estima el modelo de comportamiento del TCR y se estudia su estabilidad en el tiempo. La metodología de estimación usada es la de Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos (MCOD) propuesta por Stock y Watson (1993). Esta metodología busca corregir la simultaneidad existente en los *shocks* que afectan al TCR y sus fundamentos; para ello se incorporan en (2) k rezagos y adelantos de las primeras diferencias de las variables explicativas.

$$\ln(TCR_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(TI_t) + \beta_2 \ln\left(\frac{G_t}{Y_t}\right) + \beta_3 \ln\left(\frac{Z_{TI,t}}{Z_{NT,t}}\right) + \beta_4 \left(\frac{PII}{Y}\right) + \beta_5 Aranceles + \sum_{j=-k}^k \gamma_j \Delta X_{t+j} \quad (2)$$

El cuadro 3 muestra los resultados, los que están en línea con los resultados de Caputo y Núñez (2008), excepto para el coeficiente de posición de inversión internacional como porcentaje del PIB, ya que su coeficiente es no significativo con ambas mediciones de TCR. Sin embargo, cuando se estima el modelo hasta el año 2007 (cuadro 4) se encuentra al igual que Caputo et al. (2008) que el coeficiente de PII/Y es negativo y significativo.

Este resultado es interesante y podría indicar la existencia de algún quiebre en la relación entre el TCR y la posición de inversión internacional. A priori no existe una política económica que pudiera explicar un posible quiebre, pero no se descarta que la crisis internacional *subprime* pueda haber provocado algún ruido en la relación. El gráfico 2 muestra la evolución de la posición de inversión internacional sobre PIB y del TCR. Se puede ver en todo el período, incluyendo los años 2008 a 2011, una marcada relación negativa entre ambas variables, lo que es coherente con los resultados del modelo hasta el año 2007 presentados en el cuadro 4. En la siguiente sección se buscará la presencia de quiebres en el modelo que puedan dilucidar este hallazgo.

CUADRO 3

Estimación de mínimos cuadrados ordinarios dinámicos, 1986-2011

Coefficiente/ Variable dependiente	TCR	TCR-5
Constante	10,01** (0,98)	10,29** (1,06)
ln(TI)	-1,21** (0,19)	-1,32** (0,21)
ln(GY)	-0,20* (0,11)	-0,32** (0,11)
ln(ZT/ZNT)	-0,61** (0,19)	-0,64** (0,21)
PII/Y	0,02 (0,09)	-0,08 (0,1)
ARAN	-0,06** (0,19)	-0,07** (0,01)
R2 ajustado	0,51	0,56

Fuente: Elaboración propia.

Período de estimación: 1986.I-2011.III.

Notas: Incluye diferencias temporales con un rezago y un adelanto de las variables independientes. * significativo al 10%; ** significativo al 5%.

CUADRO 4

Estimación de mínimos cuadrados ordinarios dinámicos, 1986-2007

Coefficiente/ Variable dependiente	TCR	TCR-5
Constante	7,42** (1,39)	7,64** (1,52)
ln(TI)	-0,75** (0,25)	-0,85** (0,27)
ln(GY)	-0,39** (0,18)	-0,52** (0,2)
ln(ZT/ZNT)	-0,70** (0,2)	-0,75** (0,21)
PII/Y	-0,27* (0,16)	-0,38** (0,18)
ARAN	-0,05** (0,01)	-0,06** (0,01)
R2 ajustado	0,59	0,62

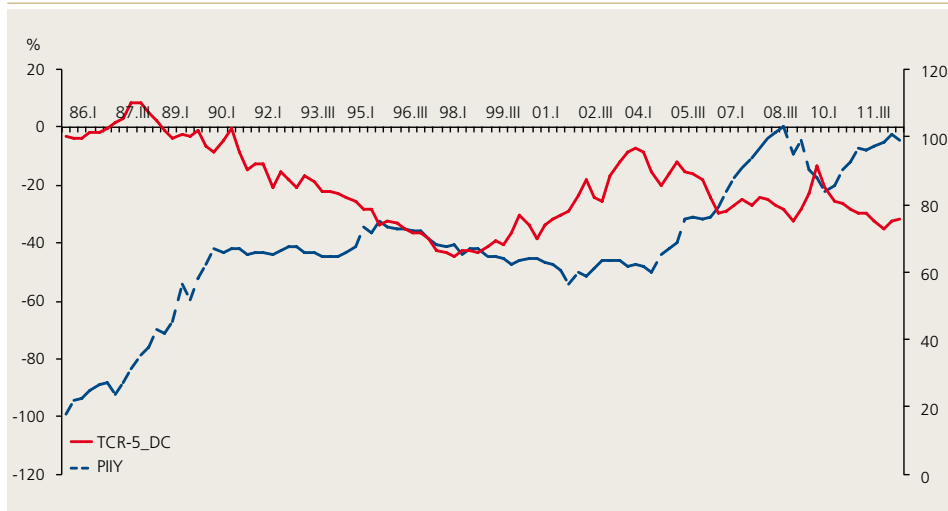
Fuente: Elaboración propia.

Período de estimación: 1986.I-2007.II.

Notas: Incluye diferencias temporales con un rezago y un adelanto de las variables independientes. * significativo al 10%; ** significativo al 5%.

Gráfico 2**Evolución de la posición de inversión internacional y tipo de cambio real**

(fracción del PIB e índice base 1986)



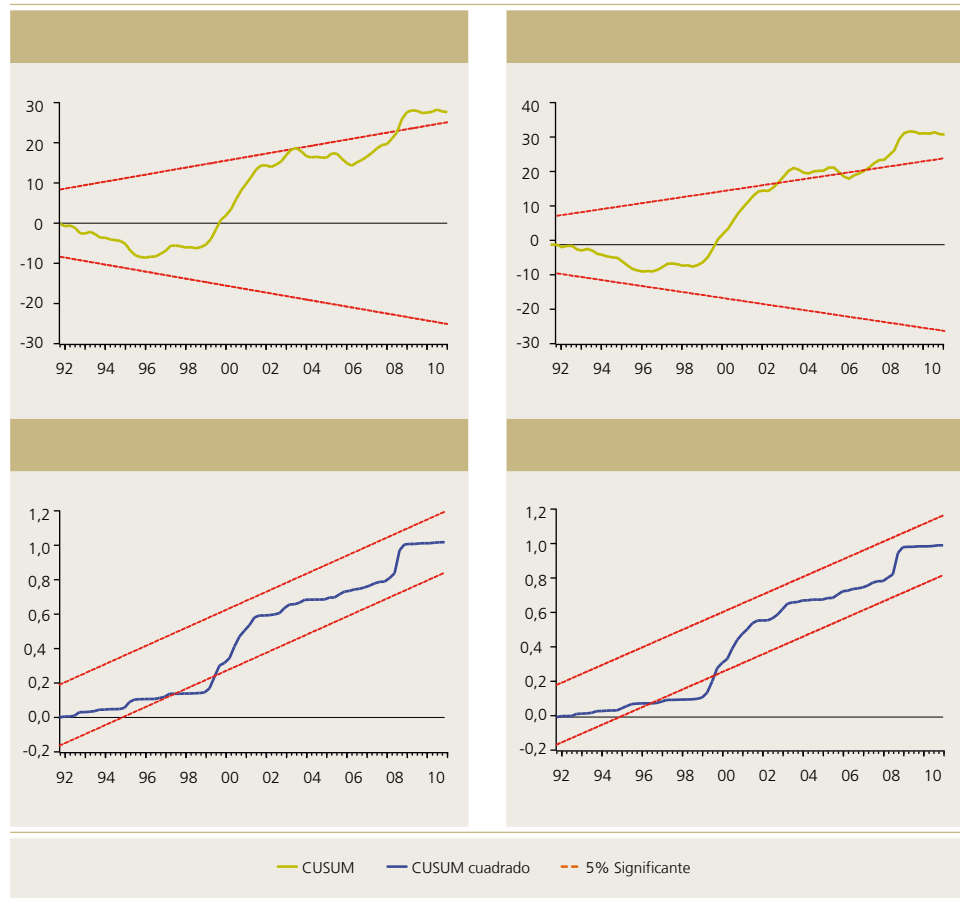
Fuente: Elaboración propia a base de estadísticas del Banco Central de Chile y Caputo y Dominichetti (2005).

Estabilidad del modelo

En esta sección se analiza la estabilidad del modelo con el objetivo de testear la presencia de quiebres estructurales en la trayectoria del TCR. Como primer apronte se utilizan los tests de quiebre estructural CUSUM y CUSUM2 para dar luces de posibles inestabilidades en el modelo en algún período específico. Los resultados de ambos tests (gráfico 3) muestran que, con las mediciones TCR y TCR-5, hay evidencia de un potencial quiebre estructural en el TCR en torno al año 1999. Estos resultados son preliminares, pero entregan información importante con respecto a la inestabilidad del modelo de comportamiento del TCR. A finales de los noventa el país sufrió un *shock* adverso de términos de intercambio a causa de la crisis asiática. Paralelamente se implementó el régimen de tipo de cambio flexible, comenzó una nueva fase de liberalización comercial y se implementó la regla de superávit fiscal el año 2001. Todos estos fenómenos y cambios de política macroeconómica son en cierta forma candidatos a provocar quiebres en el TCR, en la medida en que sean *shocks* permanentes.

Gráfico 3

Test de estabilidad del modelo (Cusum y Cusum cuadrado)



Fuente: Elaboración propia a base de resultados obtenidos por los autores.

A continuación, para testear de manera más robusta la posibilidad de quiebres estructurales en el TCR, se somete el modelo a la metodología de múltiples quiebres de Bai y Perron (1998, 2003). Esta metodología prueba la hipótesis nula de cero quiebres versus la alternativa de quiebres estructurales en períodos desconocidos. Luego, para encontrar la fecha y el número de quiebres, se aplica un test secuencial que comienza con la estimación de un modelo sin quiebres, para luego verificar si se puede rechazar la hipótesis nula de cero quiebres a favor de la alternativa de un solo quiebre. Una vez que se encuentra un quiebre el test separa la muestra en dos submuestras y procede a construir nuevamente el mismo test hasta que no se puedan verificar más quiebres.

Para conservar las bondades del test y asegurar la ausencia de autocorrelacionados en la estimación, el modelo utilizado incorpora además de las variables explicativas en (1) y (2) el primer rezago del TCR y la variable tendencia (T). Esta última es la que queda sujeta a



quiebre estructural. De esta forma, los modelos usados en la estimación de múltiples quiebres son los siguientes:

$$\ln(TCR_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(TI_t) + \beta_2 \ln\left(\frac{G_t}{Y_t}\right) + \beta_3 \ln\left(\frac{Z_{T,t}}{Z_{NT,t}}\right) + \beta_4 \left(\frac{PII}{Y}\right) + \beta_5 Aranceles + \beta_6 TCR_{T-1} + \beta_7 T \quad (3)$$

$$\ln(TCR_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(TI_t) + \beta_2 \ln\left(\frac{G_t}{Y_t}\right) + \beta_3 \ln\left(\frac{Z_{T,t}}{Z_{NT,t}}\right) + \beta_4 \left(\frac{PII}{Y}\right) + \beta_5 Aranceles + \sum_{j=-k}^k \gamma_j \Delta X_{t+j} + \beta_6 TCR_{T-1} + \beta_7 T \quad (4)$$

Los resultados se presentan en el cuadro 5 y muestran evidencia contundente de un quiebre estructural para el TCR entre Chile y los países industrializados entre los años 1998 y 1999⁹, el mismo período encontrado con los tests CUSUM Y CUSUM2. La evidencia de quiebre para el TCR con canasta ampliada no es robusta, ya que depende del modelo usado en la estimación y del período muestral utilizado. Al estimar el modelo en la muestra completa, mediante MCO, se percibe un quiebre estructural en el TCR con canasta ampliada, mientras que al cortar la muestra el año 2007 o bien estimar el modelo por MCOD el quiebre desaparece. La explicación de que el quiebre no sea robusto en el TCR con canasta ampliada quedará más clara en la siguiente sección, cuando se intente encontrar la causa del quiebre en el TCR.

En cuanto al cambio en la relación entre el TCR y la posición deudora de Chile con respecto al mundo, no hay evidencia de quiebre para el año 2007 que dé cuenta de dicho cambio. Como se discutió anteriormente, la razón podría hallarse en la crisis financiera internacional de los años 2007-2009, aunque de todas formas este hallazgo merece mayor atención, probablemente descomponiendo el efecto de las distintas partidas de la PII sobre el TCR. Por otro lado, dado lo reciente del posible cambio en el coeficiente de PII, sería sensato esperar algún tiempo para revisar si es un cambio permanente o no, lo cual es materia de otro estudio.

CUADRO 5

Test de múltiples quiebres

Muestra	Modelo	TCR	TCR-5
1986-2011	3	1998.2-1999.2 y 1990.4-1993.2	1998.1-1999.1
	4	-	1998.2-1999.2
1986-2007	3		1998.2-1999.2
	4	-	1997.4-1999.1

Fuente: Elaboración propia a base de Bai y Perron (1998, 2003).

⁹ Al someter a los modelos (3) y (4) a la metodología de Hansen (2000) de modelos de umbral se encuentran resultados similares.

Causas del quiebre

Conocer la causa del quiebre es importante por dos cosas. En primer lugar, para discutir por qué es más robusto en la medición del TCR con economías industrializadas que con todos los socios comerciales relevantes. En segundo lugar, es importante por sus posibles efectos en la medición del TCR de equilibrio proveniente del modelo de comportamiento, ya que de ser un cambio de régimen en el modelo, explicado por cambios en políticas macroeconómicas, habría que corregir la estimación del TCR de equilibrio de largo plazo considerando el nuevo régimen relevante. De lo contrario, si el quiebre es explicado por cambios permanentes en alguno de los fundamentos del TCR, sin afectar los coeficientes del modelo, el modelo de comportamiento daría cuenta por sí solo del quiebre al momento del cálculo del TCR de equilibrio.

Un primer candidato a provocar este quiebre estructural es la adopción del régimen de tipo de cambio flexible el año 1999. Bajo el nuevo esquema de flotación cambiaría todos los *shocks* a la economía son absorbidos por el tipo de cambio, lo cual tiene el impacto directo de aumentar la volatilidad del TCR (De Gregorio et al., 2005). Si bien no existe evidencia de que el cambio desde tipo de cambio reptante a tipo de cambio flotante tuviera efectos sobre el nivel del TCR (Schmidt-Hebbel, 2006), es posible que haya alterado la relación entre el TCR y sus fundamentos.

Otra posible explicación es la regla de superávit estructural que comenzó a aplicarse el año 2001. La aplicación de la regla no solo pudo haber afectado la relación entre el TCR y los términos de intercambio, como encuentran Caputo y Núñez (2008), sino que también pudo haber afectado la forma en que el gasto fiscal, gobernado por una nueva ley de movimiento, influye sobre la trayectoria del TCR.

Una tercera opción a provocar un quiebre en el TCR pudo ser la reducción arancelaria iniciada el año 1998, la cual para el período 1998-2004 acumuló una caída en los aranceles de importación de más de 50%. Como cuarto candidato está el *shock* adverso de términos de intercambio provocado por la crisis asiática.

El cuadro 6 muestra los movimientos del TCR observados y los explicados por el modelo con el objetivo de entender qué fue lo que gobernó los movimientos del TCR para el período contemporáneo y posterior al quiebre.

CUADRO 6

Movimientos del tipo de cambio real

Período	1999-2003 (%)	2004-2007 (%)	2009-2011 (%)
TCR observado	8,0	-2,6	-2,8
TCR proyectado	7,6	-4,0	-1,8
ln(TI)	1,0	-2,8	-4,4
ln(G/Y)	0,7	-1,5	1,2
ln(ZT/ZNT)	-0,7	1,1	1,8
PII/Y	0,0	-0,9	-0,3
Arancel	6,5	0,1	0,0

Fuente: Elaboración propia a base de Calderón (2004) y Banco Central de Chile.



Se puede ver que para el período 1999-2003 hay una depreciación real observada de 8%, mientras que el modelo predice una depreciación real de 7.6%. El modelo logra ajustar de manera exitosa los movimientos del TCR para dicho período, a diferencia del trabajo de Calderón (2004) que para el período 1998-2002 solo explica un 1% de depreciación cuando la observada fue de 5.5%. La explicación del bajo ajuste del modelo de Calderón (2004) para dicho período puede hallarse en que el autor no incorpora la variable aranceles como determinante de la trayectoria del TCR. De hecho, los resultados del cuadro 6 muestran que las reducciones arancelarias de los años 1999-2003 explican gran parte de la depreciación del TCR para el período (85% de la depreciación total). El resto de la depreciación del TCR durante el período es explicada por el *shock* adverso de términos de intercambio a causa de la crisis asiática (13% de la depreciación total) y por una reducción en el gasto fiscal al final del período (9% de la depreciación total).

Para el período 2004-2007 se observa una apreciación real de 2,6%, mientras que el modelo predice una apreciación de -4%. La principal causa de la apreciación se debió al *shock* positivo de términos de intercambio, al aumento del gasto fiscal y al aumento de los activos netos de Chile respecto del mundo. El período 2009-2011 tiene una apreciación observada de 2,8% y una apreciación predicha por el modelo de 1,8%. Gran parte de la apreciación es explicada por el *shock* positivo de términos de intercambio, el cual es compensado por una reducción en el gasto fiscal y una reducción en la productividad relativa del sector transable respecto del no transable.

Sobre la base de los resultados presentados en el cuadro 6 para el período 1999-2003 se podría pensar que la causa principal del quiebre estructural sufrido por el TCR entre los años 1998 y 1999 fue un *shock* permanente a los aranceles de importación. En dicho período se observa una caída en los aranceles de importación de más de 50% (desde 7,3% a 3,2%). Esta política de apertura comercial habría provocado una reducción en el precio de los bienes importables (transables) que habría incentivado la sustitución de consumo de bienes no transables por consumo de bienes transables. Con esta disminución de la demanda por no transables se debería observar una reducción en el precio de los no transables y con ello una depreciación real del tipo de cambio.

Para corroborar la validez de esta hipótesis se analiza la medida de TCR definida como el precio relativo de los bienes transables respecto de los no transables usada por Caputo et al. (2008) en la comparación de distintas medidas de TCR¹⁰. Los autores utilizan los deflatores del PIB transable y no transable para medir la evolución de los precios relativos. El mismo cálculo se realiza acá para analizar si efectivamente es posible apreciar una reducción en el precio de los bienes no transables a causa de la apertura comercial. Los resultados descartan de plano dicha hipótesis, ya que no se verifica ninguna caída en los precios de los bienes no transables.

Habiendo descartado la hipótesis de que un *shock* permanente en uno de los fundamentos del TCR haya provocado el quiebre estructural en el modelo de comportamiento, adquiere fuerza la hipótesis de quiebre en la relación entre el TCR y sus fundamentos a causa del nuevo régimen de flotación cambiaria. Una forma de corroborar dicha hipótesis es definiendo una variable *dummy* que toma el valor 0 antes del año 1999 y el valor 1 desde el año 1999 en adelante.

¹⁰ Gráfico 8 en Caputo et al. (2008).

Luego, se estima el modelo con la variable *dummy* y con la interacción de dicha variable con los fundamentos del TCR. Con esto, se puede testear la hipótesis de que los coeficientes de la variable *dummy* y sus interacciones no son estadísticamente distintos de cero, vía test de Wald.

Los resultados del cuadro 7, para la medida TCR-5, indican que los coeficientes de la *dummy* por sí sola y su interacción con gasto de gobierno, productividades relativas, posición de inversión internacional y aranceles son estadísticamente distintos de cero al menos al 10% de significancia. Esto apoya la hipótesis de un cambio en la relación entre el TCR y sus fundamentos a causa del nuevo régimen de flotación cambiaria y metas de inflación.

CUADRO 7

Mínimos cuadrados ordinarios dinámicos considerando cambio de régimen, TCR-5

Coefficiente/ Variable dependiente	S/quiebre	C/quiebre
Constante	10,29** (1,06)	2,80** (1,29)
ln(TI)	-1,32** (0,21)	-0,06 (0,25)
ln(GY)	-0,32** (0,11)	-0,63** (0,17)
ln(ZT/ZNT)	-0,64** (0,21)	-1,51** (0,21)
PII/Y	-0,08 (0,1)	-0,66** (0,15)
ARAN	-0,07** (0,01)	0,03* (0,01)
<i>Dummy</i> 1999		2,64* (1,45)
ln(TI)*D1999		-0,14 (0,3)
ln(GY)*D1999		0,50** (0,18)
ln(ZT/ZNT)*D1999		0,61* (0,31)
(PII/Y)*D1999		0,29* (0,14)
ARAN*D1999		-0,11** (0,02)
R2 ajustado	0,56	0,79

Fuente: Elaboración propia.
 Periodo de estimación: 1986.I-2011.III.
 Nota: * significativo al 10%; ** significativo al 5%.



Para corroborar los resultados anteriores, se usa el test de Bai y Perron (2003) dejando todos los coeficientes del modelo sujetos a quiebre. Los resultados muestran que existe un quiebre estructural en la relación del TCR y las variables tendencia, gasto de gobierno y aranceles¹¹. Dado este resultado, en que los coeficientes del modelo habrían cambiado, el cálculo del TCR de equilibrio a base del modelo de comportamiento debería ser revisado y estimado con los coeficientes del nuevo régimen. Si el quiebre encontrado es robusto y permanente, una forma simple de corregir por el nuevo régimen sería particionar la muestra en la estimación del modelo de comportamiento. Sin embargo, la estimación de un nuevo régimen entre los años 2000 y 2011 puede no ser la deseada en un modelo de largo plazo, por lo que una solución alternativa sería estimar el modelo para la ventana completa, incorporando la *dummy* 1999 y sus interacciones.

Finalmente, se tiene que en presencia de quiebres el TCR debiese ser estacionario en los períodos pre y post quiebre, con lo que se apoyaría la idea de Hegwood y Papell (1998) de Cuasi PPC. El problema de hacer este ejercicio es que reduce considerablemente el poder de los test al particionar la muestra en dos. De todas formas, los resultados encontrados en el cuadro 8 son interesantes, ya que para el período 2000-2011 es posible apoyar la hipótesis de estacionariedad en tendencia para el TCR con el test KPSS, tanto para el índice TCR como para el índice TCR-5. Por otro lado, los resultados de los test ADF y PP, si bien siguen encontrando raíz unitaria, están más cerca de rechazar la hipótesis nula¹², sobre todo para el índice de TCR canasta ampliada.

CUADRO 8

Test de raíz unitaria por subperíodo

Test	Período	índice TCR	Estadístico	Valor crítico 5%	Resultado
ADF	1986-1997	TCR	0,78	-2,92	Raíz unitaria
		TCR-5	2,03	-2,92	Raíz unitaria
	2000-2011	TCR	-2,38	-2,92	Raíz unitaria
		TCR-5	-1,57	-2,92	Raíz unitaria
PP	1986-1997	TCR	0,78	-2,92	Raíz unitaria
		TCR-5	1,12	-2,92	Raíz unitaria
	2000-2011	TCR	-2,27	-2,92	Raíz unitaria
		TCR-5	-1,88	-2,92	Raíz unitaria
DFGLS	1986-1997	TCR	0,89	-1,94	Raíz unitaria
		TCR-5	1,22	-1,94	Raíz unitaria
	2000-2011	TCR	-1,02	-1,94	Raíz unitaria
		TCR-5	-1,01	-1,94	Raíz unitaria
KPSS	1986-1997	TCR	0,81	0,46	Raíz unitaria
		TCR-5	0,84	0,46	Raíz unitaria
	2000-2011	TCR	0,14	0,46	Estacionario
		TCR-5	0,20	0,46	Estacionario

Fuente: Elaboración propia a base de Johansen (1988).

Nota: Test de la traza indica dos ecuaciones de cointegración al 5% de significancia.

¹¹ Estos resultados pueden ser solicitados al autor.

¹² De valores *p* mayores de 0,5 para la muestra completa llegan a valores *p* menores de 0,2 y mayores de 0,1 para el período 2000-2011.

CUADRO 9

Desviación estándar de los fundamentos del TCR

Variable	1986-1997	2000-2011
TI	12,67	7,23
G/Y	0,02	0,03
ZT	0,24	0,18
ZNT	0,27	0,11
PII/Y	0,21	0,18
Aranceles	1,32	0,78

Fuente: Elaboración propia.

Estos resultados, si bien son ilustrativos, evidencian que desde el año 1999 el TCR ha tenido un comportamiento menos persistente que antes. La razón puede deberse a que bajo un régimen de flotación, el tipo de cambio se ajusta más rápidamente a los movimientos en sus fundamentos. Además, se tiene que durante el período de análisis disminuyó la magnitud de los *shocks* enfrentados por el TCR.

El cuadro 9 muestra que efectivamente la desviación estándar de los fundamentos del TCR se redujo considerablemente en el período 2000-2011.

IV. MODELO DSGE PARA EL TCR

1. El modelo

Siguiendo a Chumacero et al., (2004) se desarrolla un modelo de economía abierta y pequeña con tres sectores económicos (transable, no transable y exportable), en el que el premio por riesgo es endógeno y depende del nivel de deuda externa sobre PIB del país. Este no considera el sector nominal de la economía y sus rigideces de corto plazo, pues solo busca representar las relaciones de largo plazo entre el TCR y sus fundamentos: términos de intercambio, productividades relativas, gasto de gobierno, posición de inversión internacional y aranceles de importación. La forma funcional del modelo se describe a continuación:

Hogares

El agente representativo de la economía maximiza el valor esperado de su utilidad en el ciclo de vida:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (\theta \ln c_{T,t} + (1-\theta) \ln c_{NT,t}) \quad (5)$$



en que c_T y c_{NT} corresponden al consumo en el período t del bien importable (transable) y el bien no transable. El tercer bien (E) no es consumido por el agente representativo, ya que es exportado. La restricción presupuestaria que enfrenta el consumidor es¹³:

$$(1+\tau_T)c_T + e c_{NT} + (1+\tau_T)i + (1+\tilde{r})b \leq (1+\tau_T)(1-\tau_k)rk + b' + \pi_i \quad (6)$$

donde τ_T representan los aranceles a las importaciones del bien transable y τ_k los impuestos al capital, e es el precio relativo entre los bienes no transables y transables, lo que es igual al inverso del TCR de la economía; b es el monto de deuda externa que el agente contrae con el exterior a una tasa de interés \tilde{r} ; r es la renta del capital enfrentada por las firmas de los sectores transable y no transable, las que maximizan sus utilidades ϕ_T y ϕ_{NT} , respectivamente. La inversión i satisface la ley de movimiento del capital (k):

$$i = k' - (1-\delta)k \quad (7)$$

donde δ es la tasa de depreciación del capital. Dado que el capital está expresado en unidades del bien transable (numerario), igualmente está sujeto al cobro de aranceles de importación.

Así, el problema que resuelve el consumidor es:

$$V(s_h) = \max_{\{c_T, c_{NT}, b', k'\}} \{u(c_T, c_{NT}) + \beta E(V(s_h'))\} \quad (8)$$

Sujeto a (6), (7) y la ley de movimiento de los estados $s_h = (\tau_T, \tau_k, e, r, \tilde{r}, k, b, \phi_i)$.

Firmas

Las firmas representativas de los sectores transable y no transable solo utilizan capital en su proceso productivo y enfrentan en cada t la siguiente función de producción:

$$y_i = e^z k_i^\alpha, \text{ con } i = T, TN \quad (9)$$

En que z_i es el *shock* productivo de cada sector y k_i el monto de capital demandado. Se supone que el *shock* productivo sigue un proceso AR(1) definido como:

$$z_{i,t} = \rho z_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \text{ con } i = T, TN, \quad (10)$$

con $\varepsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma_i^2)$

La producción del bien exportable (E) es exógena.

De esta forma, el problema de maximización que resuelve cada sector se expresa en la siguiente función de valor:

$$V(s_i) = \max_{\{k_i\}} \{\pi_i + \beta E(V(s_i'))\} \quad (11)$$

Sujeto a la ley de movimiento de los estados $s_i = (\tau_T, r, z_i, e)$.

¹³ Por simplicidad se obvian los subíndices t para las variables del período y se define el superíndice $'$ para indicar que una variable está definida en $t+1$.

Gobierno

El gobierno recauda tributos sobre el capital e importaciones y obtiene ingresos del bien exportable. No posee una función objetivo explícita sino que simplemente satisface su restricción presupuestaria:

$$g = (1+\tau_T) \tau_k r k + \tau_T (c_T + i - y_T) + \phi P y_E \tag{12}$$

Además, se asume que una proporción η del gasto de gobierno se destina al consumo de bienes no transables.

Cierre de mercado

El cierre de los mercados no transable y transable se define como:

$$e y_{NT} = e c_{NT} = \eta g \tag{13}$$

$$CC = -(b' - b) = (1 - \delta)k - k' + y_T - c_T - (1 - \eta)g + P y_E - \tilde{r} b \tag{14}$$

donde CC representa el saldo en la cuenta corriente que debe ser compensado por el saldo en la cuenta de capitales. Además, el modelo supone que el país enfrenta una oferta por deuda externa con pendiente positiva que depende del monto de deuda externa sobre PIB contraída por el país (Chumacero et al., 2004; Osang y Turnovsky, 2000).

$$\tilde{r}_t = (1 - \rho_r) \tilde{r} + (1 - \rho_r) \left(\frac{b_t}{y_t} \right) + \rho_r \tilde{r}_{t-1} + \varepsilon_{r,t}, \varepsilon_{r,t} \approx N(0, \sigma_r^2) \tag{15}$$

donde \tilde{r} representa el premio por riesgo país.

Ley de movimiento de los estados

Los términos de intercambio del modelo siguen un proceso AR(1) de la forma:

$$\ln \left(\frac{P_t}{P_{ee}} \right) = \rho_p \left(\frac{P_{t-1}}{P_{ee}} \right) + \varepsilon_{p,t}, \varepsilon_{p,t} \approx N(0, \sigma_p^2), \tag{16}$$

El gasto de gobierno, si bien no posee una función objetivo, sigue una ley de movimiento de la misma forma:

$$\ln g_t = \rho_g \left(\frac{g_{t-1}}{g_{ee}} \right) + \varepsilon_{g,t}, \varepsilon_{g,t} \approx N(0, \sigma_g^2), \tag{17}$$

P_{ee} y g_{ee} representan el valor de estado estacionario de los términos de intercambio y el gasto de gobierno.

Equilibrio competitivo

El equilibrio competitivo se define en:

- i. La maximización de los hogares en (8) dado (6) y (7) para obtener $c_{NT} = C_{NT}(s)$, $c_T = C_T(s)$, $k' = K(s)$ y $b' = B(s)$.
- ii. La maximización de las firmas de los sectores transable y no transable que resuelven (9) sujeto a la ley de movimiento de los estados para obtener $k'_i = K_i(s)$.
- iii. Y que en cada período se cumplen el cierre de mercados sectoriales en (13) (14) y el cierre del mercado de factores en:

$$K(s) = K_T(s) + K_{NT}(s) \quad (18)$$

2. Estimación

Para definir el valor de los parámetros del modelo se siguen dos estrategias complementarias. Primero se fijan los aranceles a las importaciones (τ_I) en 7,23%, el impuesto al capital (τ_k) en 20%, el premio por riesgo (\tilde{r}) en 0,01, y la producción del bien exportable (y_E) en 0,5. En segundo lugar se estiman los parámetros profundos del modelo mediante la metodología de *inferencia indirecta* propuesta por Gourieroux et al. (1993). A base de un modelo auxiliar¹⁴, esta metodología busca minimizar la distancia GMM entre: (1) la dinámica empírica del TCR y sus fundamentos, y (2) la dinámica simulada del TCR y sus fundamentos en el modelo DSGE¹⁵.

Dada la estructura del modelo, las funciones de política no son derivables analíticamente por lo que es necesaria la utilización de métodos numéricos. En este trabajo se utiliza el método de perturbación con una aproximación de primer orden a la función de política (Schmitt-Grohe y Uribe, 2004).

Para la estimación se toman valores iniciales de los parámetros utilizados en la literatura. El cuadro 10 muestra los valores de los parámetros estimados:

CUADRO 10

Parámetros profundos estimados

Parámetro	Valor estimado	Desv. est.
β	0,992	0,038
θ	0,350	0,070
δ	0,066	0,010
α_T	0,250	0,009
α_{NT}	0,325	0,010
η	0,500	0,010
ϕ	0,550	0,010
ρ_T	0,800	0,001
ρ_{NT}	0,800	0,001
ρ_E	0,800	0,002
ρ_g	0,900	0,001
ρ_r	0,900	0,001

Fuente: Elaboración propia.

¹⁴ El modelo auxiliar usado es un VAR(1) para las diferencias en medias del TCR y sus fundamentos.

¹⁵ Ver detalle de la metodología de inferencia indirecta en el anexo metodológico.

3. TCR de equilibrio

Esta sección propone una metodología de cálculo del TCR de equilibrio proveniente de un modelo DSGE. Esta no pretende superar a las metodologías existentes; más bien busca hacer un ejercicio metodológico que, al igual que las otras metodologías, no deja de tener debilidades.

La primera debilidad consiste en que esta medida de TCR de equilibrio es dependiente del modelo DSGE usado y del modelo empírico utilizado como auxiliar en la estimación de los parámetros del DSGE. La segunda debilidad es que, al provenir de un modelo de equilibrio general estacionario que asume el cumplimiento de la hipótesis de PPC, se debe tomar en cuenta la posibilidad de quiebres estructurales en el TCR, razón por la cual se estimará el TCR de equilibrio para el período 1999-2011, que es el período posterior al quiebre con menor persistencia en la dinámica del TCR.

El TCR de equilibrio del modelo se define en (19) como la tasa marginal de sustitución entre el consumo de bienes transables (extranjeros) y no transables (internos). Dado que los parámetros profundos en (19) fueron estimados mediante inferencia indirecta, es posible obtener una medida de TCR de equilibrio general que logra capturar en parte la dinámica observada entre el TCR y sus fundamentos.

$$TCR = \frac{\theta e^{z_{NT}} k_{NT}^{\alpha_{NT}}}{(1-\theta)(1+\tau_t)[e^z k_T^{\alpha_T} - i - (1-\eta)g + P y_E - (1+\bar{r})b + b'] + \theta \eta g} \quad (19)$$

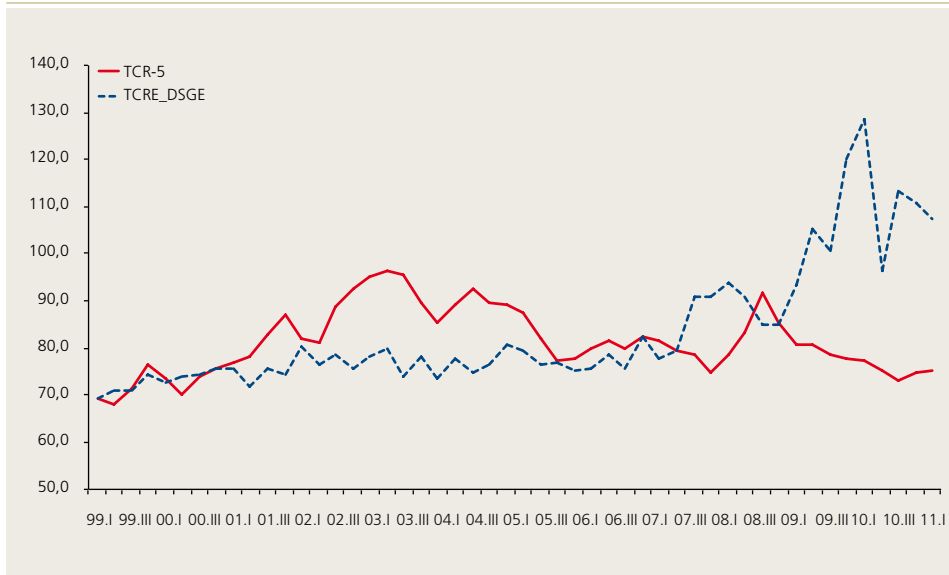
Para reproyectar el valor del TCR de equilibrio en el período 1999-2011 se usan los valores observados de los aranceles de importación (τ_t), PIB transable ($y_T = e^{z_T} k_T^{\alpha_T}$) y no transable ($y_{NT} = e^{z_{NT}} k_{NT}^{\alpha_{NT}}$), inversión en capital fijo (i), absorción pública (g), términos de intercambio (P), exportaciones no mineras (y_E), tasa de interés internacional (\bar{r}) y posición de inversión internacional (b). Para efectos de escalar la medida de TCR de equilibrio del DSGE se utiliza como primer valor el TCR observado al primer trimestre del año 1999. Los gráficos 4 y 5 muestran el tipo de cambio real de equilibrio proveniente del modelo DSGE:



Gráfico 4

Tipo de cambio real de equilibrio

(DSGE, 1999-2011)

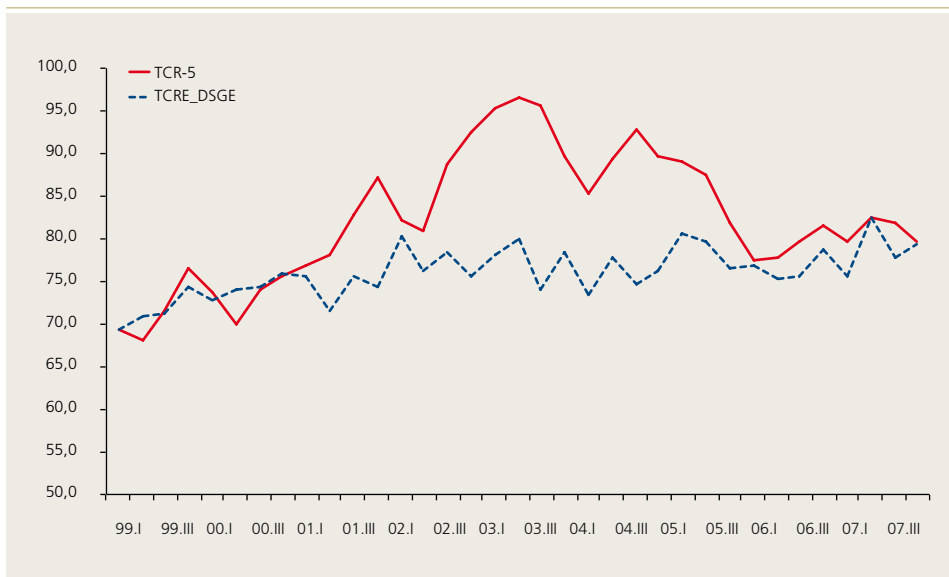


Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 5

Tipo de cambio real de equilibrio

(DSGE, 1999-2007)



Fuente: Elaboración propia.

La medida de tipo de cambio real de equilibrio proveniente del modelo DSGE, gráfico 4, es en general estable y no captura la dinámica del TCR como lo hace la predicha por el modelo de comportamiento. Se observa un fuerte aumento del TCR de equilibrio para el período 2009-2011, el cual puede deberse al efecto de la crisis internacional *subprime* sobre el crecimiento relativo de los sectores transable y no transable de la economía. El gráfico 5 muestra la evolución del TCR de equilibrio hasta el año 2007, la cual evidencia una depreciación importante entre los años 2001 y 2005 y un TCR más alineado a su equilibrio el 2006 y el 2007, previo a la crisis.

Este ejercicio metodológico no busca mostrar la trayectoria *verdadera* del TCR de equilibrio, sino que simplemente busca hacer un aporte a la discusión metodológica del cálculo del TCR de equilibrio. Si bien es una estrategia de cálculo proveniente de un modelo de equilibrio general, adolece de asumir el cumplimiento de la hipótesis de PPC en la ventana de predicción y de ser sensible tanto al modelo DSGE como al modelo auxiliar. Esta medida puede utilizarse con distintos tipos de modelos DSGE y con distintos modelos auxiliares (empíricos) para la estimación de los parámetros del modelo DSGE.

V. CONCLUSIONES

La versión débil de la hipótesis de PPC establece que los precios de los mismos bienes en el propio país y en el exterior deberían moverse al unísono, lo cual implica observar un TCR con reversión a su media. Sin embargo, en el corto y mediano plazo el TCR sigue un proceso persistente y no estacionario que determina el fallo de la hipótesis de PPC en dicho horizonte de tiempo. Según Taylor (2002) la explicación de los desvíos de la hipótesis de PPC en el mediano plazo es monetaria y se halla en los cambios de régimen cambiario de las economías. Este trabajo apoya dicha hipótesis, encontrando un quiebre en el TCR el año 1999 atribuido al nuevo esquema de flotación cambiaria y metas de inflación. Este quiebre en la relación entre el TCR y sus fundamentos debería ser incorporado en el cálculo del TCR de equilibrio proveniente del modelo de comportamiento del TCR (BEER).

Por otro lado, se encuentra evidencia de que, para el período 2000-2011, el TCR se comportaría como una variable estacionaria con reversión a su media. Con todo esto se apoya la idea de que se cumple la hipótesis de Cuasi PPC acuñada por Hegwood y Papell (1998).

Finalmente, se hace un aporte a la discusión metodológica de cálculo del TCR de equilibrio al proponer una medida de TCR de equilibrio proveniente del modelo DSGE estimado para Chile.



REFERENCIAS

Aguirre, A. y C.A. Calderón (2005). "Real Exchange Rate Misalignments and Economic Performance". Documento de Trabajo N°315, Banco Central de Chile.

Bai, J. y P. Perron (1998). "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes". *Econometrica* 66(1): 47–78.

Bai, J. y P. Perron (2003). "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models". *Journal of Applied Econometrics* 18: 1–22.

Calderón, C.A. (2004). "Un Análisis del Comportamiento del Tipo de Cambio Real en Chile". *Economía Chilena* 7(1): 5–29.

Calderón, C.A. y R. Duncan (2003). "Purchasing Power Parity in an Emerging Market Economy: A Long-Span Study for Chile". *Estudios de Economía* 30(1): 103–32.

Caputo, R. y B. Dominichetti (2005). "Revisión Metodológica en el Cálculo del IPE e Implicancias sobre los Modelos de Series de Tiempo para el TCR". *Economía Chilena* 8(1): 77-88.

Caputo, R. y M. Núñez (2008). "Tipo de Cambio Real de Equilibrio en Chile: Enfoques Alternativos". *Economía Chilena* 11(2): 59–77.

Caputo, R., M. Núñez y R.O. Valdés (2008). "Análisis del Tipo de Cambio en la Práctica". *Economía Chilena* 11(1): 61–91.

Cashin, P. y C.J. McDermott (2006). "Parity Reversion in Real Exchange Rates: Fast, Slow, or Not at All?" IMF Working Paper N°53, Fondo Monetario Internacional.

Céspedes, L.F. y J. De Gregorio (1999). "Tipo de Cambio Real, Desalineamiento y Devaluaciones: Teoría y Evidencia para Chile". Mimeo, Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.

Chumacero, R., J.R. Fuentes y K. Schmidt-Hebbel (2004). "Chile's Free Trade Agreements: How Big is the Deal?" Documento de Trabajo N°264, Banco Central de Chile.

De Gregorio, J., A. Tokman y J. Valdés (2005). "Flexible Exchange Rate with Inflation Targeting in Chile: Experience and Issues". Working Paper N°540, Banco Interamericano de Desarrollo.

Déllano, V. (1998). "Productividad y Tipo de Cambio Real". Tesis de Magíster de Economía, Universidad de Chile.

Engle, C. (2009). "Currency Misalignments and Optimal Monetary Policy: A Reexamination". RBA Research Discussion Papers rdp2009-01, Reserve Bank of Australia.

Gallant, R. y G. Tauchen. (1996). "Which Moments to Match?" *Econometric Theory* 12(4): 657–81.

Gourieroux, C., A. Monfort y E. Renault (1993). "Indirect Inference". *Journal of Applied Econometrics* 8: S85–S118.

Hansen, Bruce E., (2000). "Testing for structural change in conditional models," *Journal of Econometrics*, Elsevier, vol. 97(1), pages 93-115, July.

Hegwood, N. y D. Papell (1998). "Quasi Purchasing Power Parity". *International Journal of Finance and Economics* 3: 279–89.

Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 231–54.

Johansen, S. (1991). "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models". *Econometrica*, 59: 1551–80.

Lothian, J. y M.P. Taylor (1996). "Real Exchange Rate Behavior: The Recent Float from the Perspective of the Past Two Centuries". *Journal of Political Economy* 104: 488–510.

Obstfeld, M. y K. Rogoff (1995). "Exchange Rate Dynamics Redux". *Journal of Political Economy* 103: 624–60.

Osang, T. and S. Turnovsky (2000). "Differential Tariffs, Growth, and Welfare in a Small Open Economy," *Journal of Development Economics* 62, 315-42.

Perron, P. (1989). "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis". *Econometrica* 57(6): 1361–401.

Phillips, P. y P. Perron (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression". *Biometrika* 75: 335–46.

Schmitt-Grohe, S. y M. Uribe (2004). "Solving Dynamic General Equilibrium Models Using a Second-Order Approximation to the Policy Function". *Journal of Economic Dynamics and Control* 28: 755–75.

Schmidt-Hebbel, K. (2006) "La Gran Transición de Regímenes Cambiarios y Monetarios en América Latina". Documento de Política Económica N°17, Banco Central de Chile.

Stock, J.H. y M.W. Watson (1993). "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems". *Econometrica* 61: 783–820.

Tapia, M. y A. Tokman (2003). "Efecto de las Intervenciones en el Mercado Cambiario: El Caso de Chile". Documento de Trabajo N°206, Banco Central de Chile.



Taylor, A.M. (2002). "A Century of Purchasing-Power Parity". *Review of Economics and Statistics* 84(1): 139–50.

Taylor, M.P. (1988). "An Empirical Examination of Long Run Purchasing Power Parity Using Cointegration Techniques". *Applied Economics* 20: 1369–81.

Valdés, R.O. y V. Délano (1999). "Productividad y Tipo de Cambio Real de Largo Plazo". *Revista de Análisis Económico* 14(1): 3–21.

Zivot, E. y D. Andrews (1992). "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis". *Journal of Business and Economic Statistics* 10(3): 251–70.

APÉNDICE

INFERENCIA INDIRECTA

Esta técnica propuesta por Gouriéroux et al. (1993) se basa en la estimación de un modelo auxiliar empírico $f(y_t, x_t, \theta)$ en la estimación del vector de parámetros del modelo DSGE. En primera instancia se estiman los parámetros del modelo auxiliar como solución al problema de cuasi máxima verosimilitud:

$$\hat{\beta}_T = \text{Argmax}_{\beta \in B} Q_T(y_T, x_T, \beta)$$

El segundo paso consiste en volver a estimar los parámetros del modelo auxiliar, pero esta vez con las M simulaciones de tamaño T del modelo DSGE:

$$\bar{\beta}_T = \text{Argmax}_{\beta \in B} Q_T(y_T^M, x_T^M, \beta)$$

De esta manera el estimador de la inferencia indirecta del vector de parámetros del modelo DSGE es aquel que minimiza el criterio del método generalizado de momentos (GMM)¹⁷ y queda definido en la siguiente proposición:

$$\text{Min}_{\theta \in \Theta} = \left[\hat{\beta}_T - \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \bar{\beta}_T^M(\theta) \right] \hat{\Omega}_T \left[\hat{\beta}_T - \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \bar{\beta}_T^M(\theta) \right]$$

en que $\hat{\Omega}$ es el estimador consistente de la matriz de varianzas y covarianzas de $\hat{\beta}_T$. Cabe destacar que esta técnica de estimación es equivalente al método eficiente de momentos (EMM) propuesto por Gallant y Tauchen (1996).

El modelo auxiliar utilizado es un VAR(1) estimado mediante MCO, lo que en estos modelos equivale a estimar sus parámetros mediante máxima verosimilitud en presencia de errores normales. Los parámetros a calzar son los coeficientes de los rezagos de cada variable y además se incluyen los estimadores de la matriz de varianzas y covarianzas¹⁸ del VAR(1), con el objetivo de calzar segundos momentos a la hora de replicar funciones de impulso respuesta. Posteriormente, se simulan series largas del modelo estructural de manera de minimizar el criterio de GMM presentado anteriormente. Dadas las restricciones numéricas del método, que provocan que el modelo DSGE se indefina para ciertas combinaciones de parámetros no factibles, la optimización se realiza a base de grillas en torno a valores de los parámetros usados en la literatura. Para la estimación de los parámetros vía inferencia indirecta, el modelo DSGE fue resuelto con una aproximación de primer orden a la función de política.

¹⁷ La ventaja de usar inferencia indirecta frente a estimar los parámetros mediante GMM, es que no es necesario tomar decisiones sobre qué momentos de la distribución calzar, ya que su metodología implica el calce de toda la distribución de probabilidades del modelo estructural hacia el modelo empírico.

¹⁸ Se utiliza su transformación de Cholesky.